CENTRE DE RECHERCHE
SUR LES TRANSPORTS
(C.R.T.)
CENTRE FOR RESEARCH
ON TRANSPORTATION

UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL
ÉCOLE DES HAUTES ÉTUDES COMMERCIALES
ÉCOLE POLYTECHNIQUE

CENTRE DE RECHERCHE SUR LES TRANSPORTS
UNIVERSITÉ DE MONTRÉAL
C.P. 6128, SUCCURSALE A
MONTRÉAL
CANADA H3C 3J7

TÉLÉPHONE: (514) 343-7575
TÉLEX: 05-24146 BIBPOLYTEC
EMAIL: crt@crt.umontreal.ca
TÉLÉCOPIEUR (FAX): (514) 343-7121

CRT-717

INFRACTIONS AU CODE DE LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE, INFRACTIONS AU CODE CRIMINEL, ET GESTION OPTIMALE DE LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE*

by

Marcel Boyer[1]
Georges Dionne[1]
Charles Vanasse[2]

[1] Département de sciences économiques, et Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.

[2] Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.

* Cet article est une extension de l'étude de Boyer, Dionne & Vanasse (1988). Nous tenons à remercier la Régie de l'assurance automobile du Québec, le ministère des Transports du Québec et le Conseil de recherche en sciences humaines du Canada pour leur support financier.

Centre de recherche sur les transports - Publication #717
Département de sciences économiques - Cahier 9024

Septembre 1990

Dépôt légal - 3e trimestre 1990

91-00427/

RÉSUMÉ

Dans cet article, nous étudions les relations statistiques entre les probabilités individuelles d'accidents et les diverses infractions au Code de la sécurité routière et certaines infractions au Code criminel entraînant des révocations-suspensions du permis de conduire. Nous construisons des tables de points d'inaptitude reflétant les variations marginales de probabilité d'accidents obtenues à partir de nos résultats statistiques et nous les comparons à la table des points d'inaptitude en vigueur au Québec en 1987. Nous montrons entre autres que les infractions pour vitesse excessive devraient être pénalisées moins lourdement, que les infractions reliées à la consommation d'alcool et au dépassement illégal d'autobus scolaires impliquent des probabilités d'accident très élevées, et que les conducteurs ayant un dossier d'infractions vierge représentent des risques d'accidents beaucoup moins élevés. Nos résultats statistiques pourraient être utilisés de plusieurs façons afin d'améliorer la gestion de la sécurité routière. Nous en développons trois différentes dans cet article. Chacune peut être considérée comme un substitut ou un complément à la tarification différenciée de l'assurance automobile.

Mots-clés: Sécurité routière, accidents, points d'inaptitude, infractions au Code criminel, Probit.

ABSTRACT

In this article, we study the statistical relationships between individual probabilities of accidents and both different infractions to the Quebec Code of Road Safety and some infractions to the Criminal Code which carry a suspension of the driving permit. We propose new tables of demerit points based on marginal variations in the individual probabilities of accidents obtained from regression analysis and we compare our results to the Quebec official table (1987). We show among other results that infractions for excessive speed should be less penalized, that infractions associated to impaired (alcohol) driving and to illegal passing of school buses imply high probabilities of accident, and that drivers with no infraction represent relatively low accident risks. Our results can be used to improve the management of road safety. We propose three different methods in this article. Each can be viewed either as a substitute or a complement to risk-based pricing of car insurance.

Keywords: Road safety, Car accidents, Demerit points, Criminal Code infractions, Probit

1. Introduction

Le but de cet article est de relier statistiquement les probabilités individuelles d'accidents aux diverses infractions au Code de la sécurité routière et à certaines infractions au Code criminel entraînant des révocations-suspensions de permis de conduire. Nous vérifions, dans un premier temps, quelles infractions sont statistiquement significatives pour expliquer la fréquence des accidents et nous classifions, dans un second temps, les infractions selon les risques marginaux qu'elles représentent. Finalement, nous comparons nos résultats à ceux (implicites) des tables de points d'inaptitude en vigueur au Québec en 1987 et nous proposons d'autres tables qui, à notre avis, seraient plus adéquates si le critère retenu pour la pondération (en points) des diverses infractions repose sur l'estimation de la probabilité d'accidents en fonction des infractions.

Notre analyse concerne tous les accidents automobiles inclus dans les banques de données de la Régie de l'Assurance Automobile du Québec (RAAQ) et ne se limite donc pas aux seuls accidents avec dommages corporels. Nous avons procédé de cette façon car, à notre avis, le mandat de la Régie comme agent responsable de la sécurité routière concerne tous les accidents automobiles, même si son mandat d'assureur est limité aux dommages corporels.

Cette recherche est une suite logique aux travaux de Boyer & Dionne (1985, 1987 et 1989). Ces travaux ont montré que des variables comportementales telles les accidents passés, les points d'inaptitude accumulés et les révocations-suspensions de permis de conduire influencent significativement les probabilités d'accidents. Dans la présente recherche, nous désagrégeons les infractions occasionnant des points d'inaptitude afin de vérifier leurs effets relatifs. Nous désagrégeons également les infractions entraînant des révocations-suspensions de permis de conduire. Par contre, nous ne considérons pas l'effet des différents types d'infraction sur la gravité des accidents (au moment des accidents), c'est-à-dire sur la probabilité d'avoir un accident grave ou mortel étant donné

un accident.

Cet article présente les résultats de notre recherche. Après avoir présenté la problématique (section 2) et la méthodologie de travail (section 3), nous donnons les principaux résultats statistiques que nous avons obtenus (section 4). Puis, nous analysons les résultats en les comparant à la réglementation de 1987 sur les points d'inaptitude et les révocations-suspensions de permis; nous proposons de nouvelles tables de points d'inaptitude qui reflètent nos résultats statistiques (section 5). En guise de conclusion, nous proposons des extensions à notre analyse et nous discutons des utilisations potentielles de nos résultats afin d'améliorer le bilan des accidents automobiles au Québec. L'annexe I décrit l'échantillon et les variables utilisées dans les différents modèles. L'annexe II donne les principaux résultats statistiques. L'annexe III présente un tableau de correspondance entre le Code de la route, le Code de la sécurité routière (version 1982) et le Code de la sécurité routière (version 1987).

2. Cadre théorique et problématique

Un des objectifs visés par un système de points d'inaptitude est de réduire les accidents automobiles. En effet, un conducteur aura plus d'incitations à respecter le Code de la sécurité routière si des pénalités adéquates sont associées aux infractions.[1]

Les conducteurs qui accumulent plus de points d'inaptitude à leur dossier (comparativement à ceux plus respectueux du Code de la sécurité routière) représentent des risques d'accidents plus élevés. Boyer & Dionne (1985 et 1989) ont vérifié que le nombre de points d'inaptitude accumulés est un facteur explicatif statistiquement significatif de la probabilité d'accidents d'un conducteur. Il en est de même pour les révocations-suspensions

[1] Ce qui n'implique pas qu'il soit souhaitable d'éliminer toutes les infractions et ce pour deux raisons principales. D'une part, l'objectif visé n'est pas d'éliminer les infractions mais de les réduire à un niveau socialement efficace car les éliminer entraînerait des coûts trop importants. D'autre part, certains conducteurs dans une population hétérogène peuvent évaluer dans une circonstance ou urgence donnée, qu'il est nécessaire ou désirable de passer outre (par exemple, vitesse plus élevée que celle permise pour porter secours à quelqu'un). Le niveau socialement efficace d'infractions pour une société n'est pas facile à réaliser et ne relève pas du présent article.

du permis de conduire.

Des résultats statistiques significatifs reliant les probabilités d'accidents aux différentes variables "comportementales" que sont les points d'inaptitude accumulés et les révocations-suspensions passées du permis de conduire peuvent être utiles pour des fins de tarification de l'assurance automobile. En effet, dans un régime d'assurance avec tarification différenciée selon l'expérience passée, la variation de la prime d'assurance en fonction de l'expérience passée comme conducteur constitue un élément incitatif supplémentaire aux mesures favorisant une plus grande sécurité routière (Boyer & Dionne 1985). Cette forme de tarification incite les assurés à être plus prudents afin de réduire leurs primes d'assurance. Des résultats statistiques significatifs peuvent également être utilisés pour relier les diverses infractions aux effets marginaux qu'elles représentent en terme d'accroissement de la probabilité d'accidents et permettre ainsi de calculer des pénalités relatives à associer aux diverses infractions.

Intuitivement, une infraction qui donne cinq points d'inaptitude devrait être un meilleur prédicteur d'accidents qu'une infraction de deux points. Etant donné qu'un des objectifs d'un système de points d'inaptitude est d'inciter les individus à la prudence, plus de points devraient être accordés aux infractions qui prédisent plus d'accidents, toutes choses étant égales par ailleurs. Dans un régime d'assurance mixte comme celui du Québec, où l'assureur public est également le gestionnaire du Code de securité routière, les deux formes d'intervention (tarification optimale de l'assurance et gestion optimale du Code de la sécurité routière) peuvent être utilisées comme substituts (une seule à la fois) ou de façon complémentaire (les deux simultanément) si elles sont administrées de façon adéquate (Boyer & Dionne 1987).

3. Méthodologie

Données utilisées et période d'analyse

Les données utilisées sont celles de l'échantillon du projet Boyer & Dionne (1985).

Cet échantillon a été construit en utilisant en partie des informations du fichier Permis de conduire et, en partie, celles du fichier Rapports d'accidents de la Régie d'assurance automobile du Québec. Les caractéristiques de l'échantillon sont présentées dans l'annexe I. L'échantillon original contient des données sur un peu plus de trois ans mais la période d'analyse retenue s'étend du 1er août 1980 au 31 juillet 1983. Les caractéristiques des individus (âge, sexe, type de permis...) sont celles du 1er août 1982. Les données représentent un échantillon aléatoire de la population des détenteurs de permis de conduire du Québec au 16 avril 1983.

Nous avons estimé, suivant différents scénarios, la probabilité qu'un conducteur soit impliqué dans au moins un accident durant la période considérée étant donné ses caractéristiques individuelles durant cette même période et son expérience passée comme conducteur. Le vecteur des caractéristiques et celui des variables d'expérience passée utilisés dans les différents modèles sont également présentés dans l'annexe I.

Méthode d'estimation.

Le modèle non-linéaire Probit a été utilisé. Comme le fait remarquer Amemiya (1981) et l'ont vérifié empiriquement Boyer & Dionne (1985, 1989), le choix entre le Probit et le Logit est plutôt arbitraire dans un contexte comme celui de notre étude. Considérons le modèle linéaire de probabilité $y_i = \alpha + \beta' w_i + u_i$. La probabilité d'accidents n'est pas observable. Ce que l'on observe n'est pas la probabilité d'accidents mais plutôt une variable muette y_i^* qui prend la valeur 1 si l'individu a eu au moins un accident et la valeur 0 autrement. Nous pouvons supposer que la valeur de y_i dépend en partie d'une fonction linéaire de variables connues soit $\alpha + \beta' w_i$, et d'un ensemble d'autres facteurs non observés que nous pouvons représenter par un terme aléatoire u_i. Nous pouvons poser la spécification suivante

$$y_i = 1 \quad \text{si} \quad \alpha + \beta' w_i + u_i > 0$$

$$y_i = 0 \quad \text{si} \quad \alpha + \beta' w_i + u_i < 0$$

Ainsi, même si $\alpha+\beta' w_i$ représente effectivement la probabilité d'accidents du conducteur i, on observera que ce conducteur a eu au moins un accident ($y_i^* = 1$) si $u_i > -\alpha-\beta' w_i$ et n'a pas eu d'accident ($y_i^* = 0$) si $u_i < -\alpha-\beta' w_i$. Ainsi, la vraisemblance de l'échantillon sera donnée par

$$L = \prod_{y_i^*=0} F(-\alpha-\beta' w_i) \prod_{y_i^*=1} (1-F(-\alpha-\beta' w_i))$$

où $F(\cdot)$ est la fonction de répartition de la variable aléatoire u_i. Si la variable aléatoire u_i suit une loi normale, alors

$$F(-\alpha-\beta' w_i) = \int_{-\infty}^{(-\alpha-\beta' w_i)/\sigma} (2\pi)^{-1/2} \exp(-s^2/2) ds$$

et la maximisation de L par rapport à α et β (en posant $\sigma = 1$ vu que L est homogène de degré 0 en α, β et σ) nous donne l'estimateur du Probit.[2] Les valeurs de α et de β_k qui maximisent L sont données dans les différents tableaux de l'annexe II. Chaque tableau correspond à un modèle différent (vecteur w différent). Nous pouvons maintenant passer à l'interprétation des résultats de l'étude.

4. Analyse des résultats

Les résultats économétriques sont présentés dans les quatre modèles de l'annexe II. Le premier reprend le modèle de référence de Boyer & Dionne (1989). Les résultats qui nous concernent le plus dans le présent article sont ceux relatifs aux variables de comportement, soit les points d'inaptitude X et les révocations-suspensions du permis de conduire Y. Leurs coefficients originaux sont un indicateur de l'effet marginal de la variable sur la probabilité d'être impliqué dans au moins un accident en 82-83.[3] Comme prévu, on remarque que la révocation-suspension marginale du permis (coefficient=0.290) a beaucoup plus d'influence que le point d'inaptitude marginal (coefficient=0.055) mais

[2] Voir Gouriéroux (1989) pour plus de détails.

[3] Nos résultats portent tous sur les accidents avec dommages corporels (blessures, morts) ou matériels tels qu'enregistrés dans les banques de données de la Régie (rapport d'accident).

l'écart est plus faible si on compare l'accident passé marginal (coefficient=0.211) avec la révocation-suspension. Les coefficients transformés peuvent être interprétés directement en termes de variation de probabilité. Ainsi, un individu moyen fictif ayant accumulé une révocation-suspension aura une probabilité d'accidents de .039 supérieure à celle d'un conducteur n'ayant aucune révocation-suspension à son dossier. De façon similaire, celui ayant accumulé cinq points d'inaptitude aura une probabilité d'accidents de .034 (.006 + .028) supérieure à celui n'ayant aucun point. Passons maintenant aux résultats de la présente étude.

Le modèle #1 a la même spécification que celle du modèle de référence sauf pour la décomposition de la variable X en quatre variables: INF12P qui regroupe toutes les infractions de un ou deux points, INF3P qui regroupe toutes les infractions de trois points, INF48P qui regroupe toutes les infractions de quatre à huit points, et INF9P qui regroupe toutes les infractions de neuf points. Les infractions de un point ont été regroupées avec celles de deux points (ainsi que celles de cinq, six, sept et huit points avec celles de quatre points) étant donné la faible fréquence de ces infractions (voir tableau 1). Ce modèle correspond au système en vigueur durant la période d'expérience passée du 1er août 1980 au 31 juillet 1982. Il est à noter que le Code de la route est devenu officiellement le Code de la sécurité routière le 1er avril 1982 même si la loi a été votée le 1er juin 1981. Afin de tenir compte du changement, nous avons utilisé la table de conversion présentée dans l'annexe III pour transformer les infractions au Code de la route en infractions au Code de la sécurité routière (version 1982). La correspondance entre le Code de la sécurité routière (version 1982) et celui entré en vigueur en 1987 est également donnée. La description détaillée des infractions est donnée au tableau A1 de l'annexe I.

(INSERER ENVIRON ICI LE TABLEAU 1)

Nous pouvons maintenant vérifier si le système de points de cette période (80-82) reflétait les contributions marginales des infractions sur la probabilité d'être impliqué dans au moins un accident. Les résultats nous amènent à répondre surtout par la négative.

Premièrement, le coefficient (.1643) des infractions de trois points (INF3P) est supérieur à celui des infractions de quatre points et plus (.1288). Par contre, celui des infractions de neuf points est supérieur aux autres et est significatif. Il est important de souligner que les coefficients significatifs des autres variables, dont Y et Z, n'ont pratiquement pas été affectés par la décomposition de la variable X, ce qui illustre bien la stabilité du modèle de référence. Ils ne seront donc pas tous présentés dans les tableaux suivants mais sont disponibles sur demande.

Comment expliquer ces résultats? Une première explication vient de la nature des infractions de quatre à huit points (INF48P). En effet, on constate au tableau 1 que 93.0% des infractions de quatre à huit points de notre échantillon sont des infractions pour vitesse excédant la vitesse permise ce qui n'est pas le cas pour les infractions de trois points (58.3%), de un et deux points (68.1%) et de neuf points (0%). Cette constatation nous a amenés à penser qu'il serait peut-être utile de séparer les infractions "vitesse" des autres infractions. Le modèle #2 donne les résultats de cette décomposition qui isole les infractions "vitesse" des autres infractions correspondantes en terme de points. Mais avant de procéder à l'analyse des effets de cette modification, soulignons que le modèle #2 comprend certaines autres modifications intermédiaires qui ont été effectuées marginalement[4] mais dont l'analyse détaillée n'est pas présentée ici (elle est disponible sur demande). Ainsi, les infractions de un et deux points (INF12P) ont été séparées en infractions pour vitesse excessive (VIT12P) et autres infractions (INF12PM). Les infractions pour excès de vitesse de trois points et de quatre points et plus ont été isolées (VIT3P et VIT4PP). De plus, les infractions de trois à neuf points autres que pour vitesse excessive ont été regroupées (INF3PPM). Ce dernier regroupement, comme l'illustre le tableau 1, est justifié par la faible fréquence de certaines infractions et affecte peu les proportions des divers types d'infractions.

L'analyse du contenu de deux autres variables significatives du modèle #1 (INF9P

[4] Les conséquences marginales de chaque modification ont été analysées à l'aide de régressions qui n'incorporaient qu'un changement marginal à chaque étape.

et Y) nous a suggéré d'autres désagrégations. Ainsi, nous avons isolé les dépassements d'autobus scolaire (INF9P2) des autres infractions et nous avons isolé les révocations-suspensions dues à la consommation d'alcool (Y_2) des autres révocations-suspensions (Y_1) qui ne représentent que 35.2% du total.

Les résultats du modèle #2 sont particulièrement éloquents. D'une part, nous remarquons que les infractions de vitesse de un et deux points (VIT12P) et de trois points (VIT3P) ont des coefficients significatifs plus faibles que ceux des autres infractions impliquant le même nombre de points. Ce qui nous permet de conclure que les infractions de vitesse sont moins "dangereuses" que les autres infractions entrainant le même nombre de points. De plus, les infractions de trois points et plus autres que vitesse excessive (INF3PPM, dont omission de se conformer à un feu rouge) et celles de un et deux points autres que vitesse excessive (INF12PM, dont omission de ce conformer à un signal d'arrêt) ont des coefficients significatifs supérieurs à celui correspondant au regroupement des infractions pour vitesse de quatre points et plus (VIT4PP). Ce qui nous permet de conclure que les infractions de vitesse sont trop pénalisées, en termes relatifs, par rapport aux autres infractions.

Un autre résultat intéressant est que les coefficients des infractions de vitesse apparaissent dans le bon ordre, c'est-à-dire que celui de VIT12P est inférieur à celui de VIT3P qui est lui-même inférieur à celui de VIT4PP et ils sont tous statistiquement significatifs. Il en est de même pour les coefficients des infractions de un et deux points et de trois points et plus autres que vitesse excessive (0.1755 pour un et deux points, 0.1950 pour trois points et plus, les deux significatifs).

La décomposition des infractions de neuf points nous montre que les dépassements d'autobus scolaires ont un coefficient très élevé quoique peu significatif (tout juste au dessus du seuil de 1.65 pour 90%). Il est important de signaler que cette variable n'est positive que pour 18 observations dans notre échantillon. Par contre, la décomposition des révocations-suspensions confirme très nettement que les révocations-suspensions associées

aux infractions reliées à la consommation d'alcool sont de bons prédicteurs d'accidents. Le coefficient de Y_2 est très élevé et très significatif. Le fait que la variable Y_1 ne soit pas significative peut être expliqué par le peu d'observations pour lesquelles cette variable est positive ou par la nature des infractions. En effet, nous remarquons au tableau 1 que des 56 infractions autres que celles associées à la consommation d'alcool, 23 seulement représentent des comportements de conduite automobile (les délits de fuite peuvent être interprétés comme étant des actes commis après une infraction ou un accident). Nous pouvons en conclure que le coefficient élevé et très significatif de la variable Y dans le modèle #1 est dû aux infractions reliées à la consommation d'alcool (Y_2).

Bien que les coefficients des infractions retenues dans le moèle #2 sont significatifs (seul celui des infractions de neuf points *autres* que le dépassement illégal d'un autobus scolaire ne l'est pas) et que l'ordonnancement des coefficients estimés correspond à l'intuition, certains soutiendront que deux infractions distinctes ne peuvent être pénalisées différemment que si leurs effets marginaux sont *significativement différents*. L'application des tests pertinents nous a permis de constater que l'existence de différences significatives globalement n'entraine pas le rejet de certaines hypothèses spécifiques, en particulier l'hypothèse *conjointe* de l'égalité des coefficients relatifs aux infractions pour vitesse excessive et de l'égalité des coefficients relatifs aux autres infractions, i.e. β(INF12PM)=β(INF3PPM) *et* β(VIT12P)=β(VIT3P)=β(VIT4PP). Ces résultats suggèrent un autre type d'agrégation des infractions au Code de la sécurité routière (modèle #3) de la forme "infractions autres que vitesse excessive", "infractions pour vitesse excessive" et "dépassement d'autobus scolaire" (les autres infractions de neuf points étant regroupées avec les infractions autres que vitesse excessive).

Les résultats du modèle #3 ont les propriétés désirées: les coefficients des différents types d'infractions sont significatifs et significativement différents entre eux. le coefficient relatif aux dépassements d'autobus scolaire à l'arrêt est élevé mais tout juste significatif à 90%. Ce résultat doit être interprété avec précaution étant donné la faible représentation

échantillonnale de cette variable. Le coefficient des révocations-suspensions reliées à l'alcool (Y_2) est significatif alors que celui des révocations-suspensions non reliées à l'alcool ne l'est pas.

L'ensemble de ces résultats peut être interprété à l'aide du tableau 2 qui présente une série de simulations sur la base du modèle #3 que nous avons réalisées pour l'individu "moyen" de l'échantillon. Le premier scénario donne la probabilité d'accidents d'un individu défini par le vecteur moyen des caractéristiques $\bar{i}$ mais sans accident passé, sans révocation-suspension du permis et sans infraction au Code de la sécurité routière. Il sert de point de référence pour le calcul de la variation marginale de probabilité dans la première ligne de chaque groupe de scenarios. Pour les autres scenarios, la variation marginale de probabilité est calculée par rapport à la ligne précédente.

(INSERER ENVIRON ICI LE TABLEAU 2)

On remarque que l'effet marginal d'une infraction sur la probabilité d'accidents n'est pas constant; il est fonction du nombre d'infractions accumulées. Considérons par exemple les infractions INF autres que pour vitesse et dépassement illégal d'autobus scolaire; une première infraction augmente la probabilité d'accidents de .02019 alors qu'une deuxième l'augmente de .02693. De plus, ces résultats ont été obtenus pour un individu moyen avec aucune révocation-suspension, aucun accident antérieur et aucune autre infraction à son dossier. L'état du dossier influence également les résultats. Par exemple, si nous reprenons le même exercice, mais cette fois avec un individu moyen qui a la moyenne des révocations-suspensions $\overline{Y}$, la moyenne des accidents antérieurs $\overline{Z}$ et la moyenne de toutes les autres infractions $\overline{VIT}$ et $\overline{INF9P2}$, une première infraction INF augmente la probabilité d'accidents de .02250, alors qu'une deuxième l'augmente de .02960 (par rapport à .02019 et .02693 dans le cas précédent).

Dans la section suivante, nous présenterons des échelles de points d'inaptitude qui reflètent nos résultats pour l'individu moyen ($\bar{i}$). Il est important de rappeler que ces échelles ne sont strictement valables que pour l'individu moyen. Par contre, elles

peuvent être considérées comme des approximations raisonnables des échelles pour tous les individus.

5. Utilisation des résultats pour fin de gestion du Code de la sécurité routière

A la lumière des résultats économétriques obtenus, nous pouvons proposer différentes méthodes afin d'inciter les individus à la prudence. Ces méthodes peuvent s'intégrer à un système basé sur l'accumulation, jusqu'à un certain seuil, de points d'inaptitude. Nous en présentons ici trois, toutes basées sur l'augmentation de la probabilité d'accidents de l'individu moyen suite aux différentes infractions au Code de la sécurité routière. Elles sont toutes reliées aux résultats économétriques du modèle #3.[5] Leurs différences sont expliquées par des utilisations différentes des mêmes résultats statistiques.

A partir des simulations présentées au tableau 2, nous pouvons calculer des variations marginales de probabilité. Par exemple, l'individu ayant les caractéristiques moyennes et ayant un dossier de conduite vierge (aucune infraction antérieure, aucune révocation-suspension de permis et aucun accident antérieur) a une probabilité d'accidents de .04281. Si cet individu commet une infraction de type INF, sa probabilité d'accidents passe à .06300, c'est-à-dire une variation marginale de probabilité de .02019. Si ce même individu commet la même infraction une seconde fois, sa probabilité d'accidents passe à .08993, une augmentation de .02693 par rapport à la probabilité obtenue après une première infraction de ce type. Si nous reprenons cet exercice jusqu'à la troisième récidive (quatrième infraction) et ce pour chaque type d'infraction (INF, VIT et INF9P2), nous obtenons les résultats présentés dans la colonne de droite (variation marginale) du tableau 2.

Méthode #1

La première méthode consiste à utiliser un seuil critique de probabilité d'accidents.

[5] On peut cependant refaire le même exercice avec le modèle #2.

Les simulations du tableau 2 montrent que l'individu moyen qui a été trouvé coupable d'avoir conduit sous l'effet de l'alcool voit passer sa probabilité d'accidents à .10539 (par rapport à .04281). Cet individu s'est alors vu révoquer son permis de conduire. C'est donc dire que la réglementation actuelle ne tolère pas un risque aussi élevé. La variation marginale de probabilité de cet individu est de .06258 (soit .10539 - .04281). Si nous nous limitons à considérer seulement l'effet marginal de la première offense et que nous pensons qu'une variation de probabilité de .06258 doit entraîner une révocation du permis, nous pouvons construire un système de points d'inaptitude basé directement sur les variations de probabilité. En premier lieu, transformons le système actuel de la manière suivante. Plaçons le seuil critique de points d'inaptitude à 60 points (plutôt qu'aux 12 points actuels). Ainsi, une infraction qui selon le CSR vaut trois points en vaudra maintenant quinze. Ensuite, posons à .06 le seuil de variation de probabilité d'accident devant entrainer une suspension de permis (le choix de .06 ou .06258 est dans une certaine mesure arbitraire et n'est pas nécessairement le seuil socialement désirable) de façon à alléger les calculs. Si chaque augmentation de probabilité de l'ordre de .001 entraîne l'ajout de 1 point au dossier du conducteur, lorsque celui-ci aura atteint le nombre de 60 points, il aura atteint le seuil de probabilité choisi comme seuil critique. Les tables de points qui en résultent sont données au tableau 3.

Ainsi, l'individu accumulant 3 infractions du type INF se voit révoquer son permis de conduire suite à l'ajout de 60 points d'inaptitude à son dossier alors que le CSR sous sa forme de 1987 ne le ferait pas nécessairement après 3 infractions de ce type.[6] Par contre, l'inverse pourrait être vrai.[7] Jusqu'ici, nous avons utilisé une méthode linéaire pour le calcul des points. Nous allons maintenant tenir compte de la non-linéarité du modèle.

(INSERER ENVIRON ICI LE TABLEAU 3)

---

[6] Par exemple, l'infraction CS326 (omission de se conformer à un arrêt) donne seulement 2 points ou 10 points sur la base de 60 points, ce qui implique un total de 30 points pour trois infractions. La méthode #1 donnerait un total de 60 points pour ces trois infractions. Mais trois infractions CS346 ou CS373 (et deux infractions CS300) sont suffisantes pour suspendre le permis aux termes du CSR 1987.

[7] Considérons CS3733 (excède la vitesse permise par 30 à 44 km/h). Répétée quatre fois, cette infraction donne un total de 60 points sous le système CSR alors que la méthode #1 donnerait un total de 52 points.

Méthode #2

La deuxième méthode proposée est une généralisation de la première. Elle a ceci de particulier qu'au lieu de considérer seulement la variation marginale de probabilité d'accidents suite à la première infraction, elle considère la possibilité qu'il s'agisse d'une récidive ou non. L'examen de la colonne de droite du tableau 2 nous montre que la variation marginale de probabilité d'accident augmente à chaque récidive. Si, comme pour la méthode #1, nous fixons le seuil critique à .06 en termes de variation de probabilité et que nous permettons à l'individu d'accumuler 60 points d'inaptitude (une variation de probabilité de l'ordre de .001 se traduit par l'ajout de 1 point au dossier du conducteur), nous pouvons construire une table où à chaque variation marginale de probabilité correspond un nombre de points. Ainsi, l'individu qui commet trois infractions du type INF accumule 82 (20+27+35) points d'inaptitude plutôt que 60 comme dans la méthode #1 et se voit révoquer son permis de conduire comme avec la méthode précédente. Ce même individu, s'il avait accumulé 3 infractions du type VIT, n'aurait à son dossier que 49 points (13+16+20)et conserverait ainsi le droit de conduire; par contre, sous le CSR, il aurait pu voir son permis suspendu.

Les deux méthodes proposées jusqu'ici sont basées sur la variation marginale de probabilité d'accidents. L'examen du tableau 3 (Comparaison avec CSR (1987)) montre que les deux méthodes proposées jusqu'ici peuvent corriger le fait que certaines infractions sont actuellement "surpénalisées" par rapport à d'autres et vice-versa. Par exemple, le CSR sous sa forme de 1987 pénalise de la même façon un conducteur qui excède la limite de vitesse de 30 à 44 km/h (article CS3733) et un autre qui ne s'arrête pas à un feu rouge (article CS328). Ces deux infractions impliquent des probabilités différentes et les deux méthodes proposées jusqu'ici leur accordent un traitement différent en fonction de la gravité relative de ces fautes.

Méthode #3

La méthode #1 est basée sur la variation marginale de probabilité suite à la

première infraction. La méthode #2 considère l'effet de récidive mais pour chaque type d'infractions pris séparément. Ainsi, le calcul des points d'inaptitude par les méthodes précédentes ne tient pas compte du fait que l'individu peut avoir commis une ou des infractions d'un autre type. Par exemple, par la deuxième méthode, l'individu qui commet pour la seconde fois une infraction de type VIT verra s'ajouter 16 points à son dossier et ce, indépendamment du fait qu'il peut avoir ou non commis une ou des infractions d'un autre type au cours de la période. Ceci est dû au fait que la deuxième méthode est basée sur le calcul de la variation marginale de probabilité uniquement en fonction des infractions du même type. Elle correspond à une méthode non linéaire qui aurait une seule variable explicative. La troisième méthode que nous proposons ici est beaucoup plus générale. Elle est basée sur les variations marginales de probabilité d'accidents étant donné l'ensemble du dossier du conducteur.

En effet, nous pouvons utiliser les résultats économétriques pour estimer la probabilité d'accidents d'un individu d'après non seulement ses caractéristiques personnelles mais aussi d'après l'ensemble de son dossier de conducteur. Il est alors possible de considérer l'effet de récidive dans un sens plus large en introduisant non seulement l'effet non linéaire de la répétition d'une infraction particulière mais aussi l'effet non linéaire de la conjonction de deux infractions différentes ou plus. Par exemple, l'individu qui a déjà à son dossier une infraction de type VIT et qui commet une infraction de type INF verrait s'ajouter à son dossier 25 points d'inaptitude, ce qui est supérieur aux 20 points de la méthode #2. Evidemment, il ne nous est pas possible ici de construire une table complète de points d'inaptitude. En effet, il existe autant de tables qu'il existe de combinaisons possibles d'infractions au dossier du conducteur.

Comparaison: CSR (1987) et méthodes #1, 2 et 3

Considérons l'exemple suivant. Soit l'individu moyen, sans accident antérieur et sans révocation-suspension du permis de conduire (Z=0, Y=0) qui a déjà accumulé une infraction pour vitesse de 3 points (de 30 à 44 km/h au dessus de la vitesse permise). Une

infraction supplémentaire de 2 points (omission de se conformer à un signal d'arrêt) fera passer sa probabilité d'accidents de .05613 à .08087 sous la méthode #3. Cette infraction amène donc une augmentation marginale de probabilité de .02474. Si nous utilisons une échelle de points où chaque point correspond à une augmentation de probabilité de l'ordre de .001, cette infraction entraînera l'ajout de 25 points au dossier du conducteur. Le Code de la sécurité routière, dans sa forme de 1987 en attribuerait 10 (sur une échelle de 60 points). Les méthodes #1 et 2 en accorderaient toutes les deux 20. Il est intéressant de remarquer que les méthodes #1 et 2 donnent un résultat identique. Puisque la méthode #2 est non linéaire seulement en fonction des infractions du même type, elle est équivalente à un modèle linéaire lorsque nous passons d'une infraction à une autre. Le modèle #3 corrige cette lacune. Si maintenant ce même individu commet une deuxième infraction de deux points, sa probabilité d'accidents passera de .08087 à .11307 (une augmentation de .0322). La troisième méthode pénaliserait le conducteur par l'ajout de 32 points à son dossier alors que les méthodes #1 et 2 en ajouteraient respectivement (sur une base de 60) 20 et 27.

Le Code de la sécurité routière, dans sa formulation de 1987 permet à cet individu de commettre d'autres infractions de deux points sans risquer de se voir révoquer son permis de conduire. La méthode #1 ne lui laisse pas de marge de manoeuvre; une infraction supplémentaire de deux points serait suffisante pour une révocation de permis. L'application de la troisième méthode entraine la révocation immédiate du permis de cet individu. Les méthodes #2 et 3 sont plus sévères que la première. La raison est qu'elles prennent en compte le phénomène de récidive. Les récidivistes sont pénalisés plus lourdement: ils ne le sont plus simplement en fonction de la nature de l'infraction mais aussi en fonction de l'état de leurs dossiers individuels. Par exemple, la deuxième infraction pour avoir omis d'arrêter à un feu rouge est pénalisée plus sévèrement que la première infraction de cette nature (méthode #2), mais aussi, pour l'individu qui a déjà commis ce type d'infraction, un excès de vitesse lui vaudra une pénalité plus forte que si

son dossier avait été vierge (méthode #3).

6. Conclusion

Notre étude visait à relier statistiquement les probabilités individuelles d'accidents aux différentes infractions au Code de la sécurité routière et au Code criminel entraînant des révocations-suspensions de permis de conduire. Nous avons comparé nos résultats à ceux de la table des points d'inaptitude en vigueur au Québec en 1987. Notre analyse était limitée à une comparaison relative des diverses infractions. Elle n'abordait pas la problématique du choix du niveau de prévention optimale pour la société.

Les différentes méthodes de calcul de points d'inaptitude préssentées ici ont été élaborées à partir d'un modèle économétrique (#3) où les coefficients des divers types d'infractions étaient *significativement différents* les uns des autres. Il est apparu que, dans l'ensemble, les infractions pour vitesse excessive devraient être pénalisées moins lourdement que les autres types d'infractions. Nous avons aussi montré que les infractions reliées à la consommation d'alcool et au dépassement illégal d'autobus scolaires impliquent des probabilités d'accidents très élevées et que les individus ayant des dossiers de conduite vierges représentent des risques beaucoup plus faibles d'accidents. Nous devons, par contre, répéter ici que le résultat relié aux dépassements d'autobus scolaires n'est pas très significatif. Une autre conclusion que nous pouvons dégager de nos résultats est que l'effet marginal d'une infraction sur les probabilités d'accidents n'est pas constant; c'est-à-dire qu'il augmente en fonction du nombre d'infractions du même type. Il augmente également avec le nombre total d'infractions de divers types au dossier du conducteur. En d'autres termes, ceux qui récidivent deviennent des risques de plus en plus élevés et une table de points d'inaptitude "optimale" devrait être plus sévère envers les récidives. Des résultats plus nuancés pourraient être obtenus en utilisant des regroupements moins grossiers (comme le modèle #2 par exemple). Il pourrait cependant être difficille de légitimer des pénalités différentes associées à des variations marginales de probabilité qui

ne sont pas significativement différentes entre elles (dans le cadre des limites de notre échantillon).

Les résultats de notre étude peuvent être utilisés de plusieurs façons. Nous en avons abordé trois dans la section 5 du présent article. Les deux premières visaient à construire des tables de points en interprétant différemment les résultats obtenus pour l'individu moyen. Les résultats sont résumés au tableau 3. La troisième méthode proposée visait à utiliser de manière plus globale toutes les informations contenues dans les résultats statistiques. Elle permet le calcul de scénarios individuels en fonction de l'état du dossier de conduite. Puisqu'il existe une table propre à chaque dossier de conducteur (pour chaque combinaison possible d'infractions antérieures), elle ne peut être résumée dans un simple tableau. L'application de la méthode #3 dans la gestion du Code de la sécurité routière et du Code criminel pourrait permettre de réduire davantage les accidents automobiles. Et chacune des trois méthodes peut être considérée comme un substitut mais aussi un complément à la tarification différenciée de l'assurance automobile (Boyer & Dionne 1987).

REFERENCES

Amemiya, T. (1981),"Qualitative Response Models: A Survey", *Journal of Economic Literature*, XIX, pp. 1483-1537.

Boyer, M. & G. Dionne (1985), "La tarification de l'assurance automobile et les incitations à la sécurité routière" Publication #388, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, 183 p.

Boyer, M. & G. Dionne (1987), "Description and Analysis of the Quebec Automobile Insurance Plan", *Canadian Public Policy / Analyse de Politiques*, XIII(2), pp. 181-195.

Boyer, M. & G. Dionne (1989), "An Empirical Analysis of Moral Hazard and Experience Rating", *Review of Economics and Statistics*, LXXI(1), pp. 128-134.

Boyer, M., G. Dionne & C. Vanasse (1988), "Infractions au Code de la sécurité routière, infractions au Code criminel et accidents automobiles", Publication #583, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal, 85 p.

Gouriéroux, Christian (1989), *Econométrie des variables qualitatives*, 2e édition, Paris: Economica.

TABLEAU 1
FRÉQUENCE DES INFRACTIONS

points	type	nombre	%
1	Vitesse	31	67.39
	Autres	15	32.61
2	Vitesse	1931	68.06
	Autres	906	31.94
3	Vitesse	1796	58.31
	Autres	1284	41.69
4	Vitesse	356	93.44
	Autres	25	6.56
5	Vitesse	1	100.00
6	Vitesse	1	33.33
	Autres	2	66.67
7	Vitesse	1	100.00
9	Autobus	18	47.37
	Autres	20	52.63
<u>révocations-suspensions: alcool</u>			
CC235.2 (refus d'échantillon d'haleine)		9	
CC236 (plus de 80mg d'alcool)		94	
		total: 103	64.78
<u>révocations-suspensions: autres</u>			
CS100 (conduite durant R/S)		15	
CS152 (accident sans assurance R-C)		7	
CS158 (non respect d'une condamnation)		2	
CS160 (non remboursement du fond d'indemnisation)		1	
CS233.2 (délit de fuite)		8	
CS233.4 (conduite dangereuse)		3	
CS234 (capacité de conduite affaiblies)		20	
		total: 56	35.22

TABLEAU 2
SIMULATIONS [MODÈLE #3]

scénario	caractéristiques X=[INF, VIT, INF9P2]; Y=[Y_1,Y_2]	probabilité	variation marginale
Individu moyen ($\bar{i}$)	X=Y=Z=0	.04281	
Individu moyen ($\bar{i}$)	X=Y=0, Z=1	.06603	.02322
Individu moyen ($\bar{i}$)	X=Y=0, Z=2	.09799	.03196
Individu moyen ($\bar{i}$)	X=Y_1=0, Y_2=1, Z=0	.10539	.06258
Individu moyen ($\bar{i}$)	X=Y_1=0, Y_2=2, Z=0	.21654	.11115
Individu moyen ($\bar{i}$)	INF=1, VIT=INF9P2=Y=Z=0	.06300	.02019
Individu moyen ($\bar{i}$)	INF=2, VIT=INF9P2=Y=Z=0	.08993	.02693
Individu moyen ($\bar{i}$)	INF=3, VIT=INF9P2=Y=Z=0	.12459	.03466
Individu moyen ($\bar{i}$)	INF=4, VIT=INF9P2=Y=Z=0	.16766	.04307
Individu moyen ($\bar{i}$)	INF=0, VIT=1, INF9P2=Y=Z=0	.05613	.01332
Individu moyen ($\bar{i}$)	INF=0, VIT=2, INF9P2=Y=Z=0	.07253	.01639
Individu moyen ($\bar{i}$)	INF=0, VIT=3, INF9P2=Y=Z=0	.09235	.01983
Individu moyen ($\bar{i}$)	INF=0, VIT=4, INF9P2=Y=Z=0	.11593	.02358
Individu moyen ($\bar{i}$)	INF=VIT=0, INF9P2=1, Y=Z=0	.13136	.08855
Individu moyen ($\bar{i}$)	INF=VIT=0, INF9P2=2, Y=Z=0	.30117	.16981
Individu moyen ($\bar{i}$)	INF=VIT=0, INF9P2=3, Y=Z=0	.53105	.22988
Individu moyen ($\bar{i}$)	$\overline{X}$, $\overline{Y}$, $\overline{Z}$	.05167	.00886
Individu moyen ($\bar{i}$)	INF=1, $\overline{INF9P2}$, $\overline{VIT}$, $\overline{Y}$, $\overline{Z}$	.07417	.02250
Individu moyen ($\bar{i}$)	INF=2, $\overline{INF9P2}$, $\overline{VIT}$, $\overline{Y}$, $\overline{Z}$	.10377	.02960
Individu moyen ($\bar{i}$)	INF=0, VIT=1, INF9P2=Y=Z=0	.05613	.01332
Individu moyen ($\bar{i}$)	INF=1, VIT=1, INF9P2=Y=Z=0	.08087	.02474
Individu moyen ($\bar{i}$)	INF=2, VIT=1, INF9P2=Y=Z=0	.11307	.03220

TABLEAU 3

COMPARAISONS: CSR, MÉTHODE #1 ET #2

infraction CSR	CSR (base 60) points	méthode #1 points	méthode #2 points
VIT (vitesse)			
3731,3751	5		
3732,3752	10		
3733,3753	15	13	1ère : 13; 2e : 16; 3e : 20; 4e : 24
3734,3754	20		
3735 à 3738	25 à 40		
3755 à 3758	25 à 40		
INF (autres)			
347	5		
286,287,313, 326,338,341, 348	10	20	1ère : 20; 2e : 27; 3e : 35; 4e : 43
327,328	15		
346,373	20		
300	30		

ANNEXE I
ÉCHANTILLON, DONNÉES ET VARIABLES

1. *Description de l'échantillon*

L'échantillon total contient de l'information sur 20 027 conducteurs. Pour chaque conducteur, nous connaissons: – ses caractéristiques telles qu'apparaissant sur son permis de conduire le 1er août 1982 sauf le nom, l'adresse et le numéro de permis de conduire; – l'historique de ses points d'inaptitude depuis août 1980; – l'historique de ses accidents depuis août 1980; – l'historique de ses révocations-suspensions de permis de conduire depuis août 1981. Ces informations proviennent en partie du fichier des permis de conduire et en partie du fichier des rapports d'accidents de la RAAQ. La méthode d'échantillonnage dite systématique a été utilisée.

2. *Construction et signification des variables du modèle de référence*
(Boyer & Dionne 1989; voir également Boyer & Dionne 1935 pour une description détaillée de toutes les variables).

Dans cette article, nous cherchons à estimer à l'aide de l'échantillon, la probabilité $p(i, \theta_i^t)$ qu'un conducteur soit impliqué dans un accident durant la période considérée étant donné ses caractéristiques i et son expérience passée comme conducteur θ_i^t. Le vecteur des caractéristiques i comprend 7 groupes de variables : l'âge, le sexe, l'expérience (le nombre d'années écoulées depuis l'obtention du premier permis), la région de résidence, les restrictions apparaissant sur le permis de conduire, la ou les classes de permis de conduire que détient le conducteur considéré et finalement une mesure d'exposition à savoir le nombre de jours durant lesquels le conducteur possédait un permis valide, i.e. non révoqué ou suspendu. Le vecteur θ_i^t comprend ici trois variables reliées au comportement de l'individu comme conducteur et, en particulier, au niveau d'activités d'autoprotection choisi par le conducteur. Il s'agit d'abord des points d'inaptitude accumulés au cours des 2 années (80-81 et 81-82) précédant l'année 82-83 pour laquelle nous voulons estimer la probabilité $p(i, \theta_i^t)$ d'accident. Il s'agit ensuite du nombre de révocations- suspensions du permis de conduire en vigueur durant l'année 81-82. Il s'agit enfin du nombre d'accidents dans lesquels le conducteur a été impliqué durant les 2 premières années (80-81 et 81-82). Ces trois variables sont particulièrement reliées au comportement de l'individu vis-à-vis la sécurité routière.

Toutes les variables du vecteur i sauf la variable d'exposition sont des variables dichotomiques. Ainsi, nous avons pour le groupe "âge" 8 variables 0-1 avec comme groupe témoin les 16-19 ans (il s'agit de l'âge au 1er août 1982). Le groupe "sexe" comprend 2 variables 0-1 avec les femmes comme groupe témoin. Le groupe "expérience de conduite" (EXP) comprend 7 variables avec les conducteurs détenant un permis depuis

plus de 11 ans comme groupe témoin. Une seule de ces variables peut prendre la valeur 1 pour un conducteur donné. Le groupe "région de résidence" (REG) comprend 11 variables dichotomiques représentant les 11 régions socio-économiques du Québec avec les conducteurs de la région 6, soit l'archipel de Montréal, comme groupe témoin. Encore une fois, une seule de ces variables peut prendre la valeur 1 pour un conducteur donné. Le groupe "restrictions" (RTS) comprend 13 variables avec les conducteurs n'ayant aucune restriction sur leur permis de conduire comme groupe témoin. Plusieurs variables de ce groupe "restrictions" peuvent prendre la valeur 1 pour un conducteur donné. Le groupe "classe de permis" (CL) comprend 9 variables dichotomiques même s'il existe 12 classes possibles de permis de conduire. Certaines ont été regroupées (11 et 12) et d'autres ignorées; puisque les classes 41 et 42 sont presque mutuellement exclusives, seule la classe 42 est retenue, et puisqu'aucun individu dans notre échantillon n'avait que la classe 61, celle-ci n'est pas utilisée. Plusieurs de ces variables peuvent prendre la valeur 1 pour un conducteur donné. VALA est le nombre de jours durant lesquels le permis du conducteur a été valide durant l'année 80-81; VALB est le nombre de jours durant lesquels le permis du conducteur a été valide durant l'année 81-82; VALC est le nombre de jours durant lesquels le permis du conducteur a été valide durant l'année 82-83. Ceci complète la liste des variables du vecteur i.

Les trois variables retenues dans $p(i, \theta_i^t)$ pour mesurer les activités d'autoprotection de l'individu, et donc son comportement vis-à-vis la sécurité routière sont X, Y, Z. La variable X est le nombre de points d'inaptitude accumulés au cours des deux années 80-81 et 81-82. Les points d'inaptitude sont attribués quand un conducteur est trouvé coupable de certaines infractions au code de la sécurité routière. Le nombre de points attribués dépend de l'infraction commise comme le montre le tableau A1.

(INSERER ENVIRON ICI LE TABLEAU A1)

La variable Y représente le nombre de révocations-suspensions en vigueur durant l'année 81-82 pour les infractions au code criminel et certaines infractions au code de la sécurité routière. Depuis l'introduction du code de la sécurité routière (1^{er} avril 1982), tout conducteur détenant un permis de conduire valide peut le voir révoqué s'il commet une infraction au code criminel ou accumule, en moins de deux ans, douze points d'inaptitude ou plus. La révocation signifie que le conducteur perd son permis de conduite pour la durée de la période de révocation. Afin de ne pas faire double emploi avec la variable X, nous n'avons retenu dans la variable Y que les infractions entrainant *per se* une révocation-suspension du permis. Ces infractions apparaissent au tableau A2. Rappelons que tout conducteur reconnu coupable de l'une ou l'autre de ces infractions voit son permis révoqué ou son droit à un tel permis suspendu.

(INSERER ENVIRON ICI LE TABLEAU A2)

Finalement, la troisième variable explicative de ce deuxième ensemble est Z, le nombre d'accidents dans lesquels un conducteur a été impliqué pendant les 2 années 80-81 et 81-82. Cette variable comprend tous les accidents avec blessés ou non dans lesquels un conducteur a été impliqué et ce sans égard à la faute ou responsabilité du conducteur. Seuls les accidents ayant fait l'objet uniquement d'un constat à l'amiable entre les conducteurs sont exclus. Notons que tout accident avec blessé(s) doit être rapporté à la police. Ainsi, tous les accidents avec blessés et la très forte majorité des accidents avec dommages matériels seulement sont comptabilisés dans Z.

3. *Construction et signification des variables des modèles #1, 2 et 3*

Comme pour le modèle de référence, les variables du modèle #1 se divisent en deux catégories. Un vecteur i de caractéristiques individuelles et un vecteur θ_i^t représentant l'expérience passée du conducteur. Le vecteur i est le même que pour le modèle de référence. Dans le modèle de base, le vecteur θ_i^t contenait les variables X, Y et Z. Dans le modèle #1, la variable X du vecteur θ_i^t est remplacée par un vecteur d'infractions. Le vecteur i des caractéristiques individuelles pour le modèle #2 est le même que pour les modèles précédents. Seul le vecteur θ_i^t est différent du modèle de référence et du modèle #1. La variable X du modèle de référence est remplacée par un vecteur de six variables agrégées d'infractions: trois ayant trait à la vitesse excessive, une ayant trait au dépassement interdit d'autobus scolaire, et finalement deux regroupant toutes les autres infractions à points. La variable Y est quant à elle séparée en deux variables: l'une ayant trait aux révocations-suspensions reliées à la consommation d'alcool et l'autre regroupant toutes les autres. Dans le modèle #3, le vecteur i des caractéristiques individuelles est le même que pour les modèles précédents. Le vecteur θ_i^t du modèle #3 a ceci de particulier par rapport à celui du modèle #2 qu'il agrège davantage les variables construites à partir de la variable X en trois variables (au lieu de six): une regroupant toutes les infractions ayant trait à la vitesse excessive, une ayant trait au dépassement interdit d'autobus scolaire, et finalement une regroupant toutes les autres infraction à points.

TABLEAU A1

INFRACTIONS ET POINTS D'INAPTITUDE

CR	CSR	infraction	points
CR84	CS145	Manquement aux devoirs du conducteur lors d'un accident	9
CR84	CS146	Manquement aux devoirs du conducteur lors d'un accident avec un objet inanimé	9
CR3911	CS286	Marche arrière dangereuse	2
CR3911	CS287	Marche arrière dangereuse sur autoroutes, entrées ou sorties d'autoroutes	2
CR87D	CS300	Conduite pour un pari, un enjeu ou une course	6
CR49B	CS313	Omission de se conformer à des ordres ou signaux d'un agent de la paix ou d'un brigadier scolaire	2
CR3915	CS326	Omission de se conformer à un signal d'arrêt (aussi 49B)	2
CR50C	CS327	Omission de se conformer à un feu rouge	3
CR49B	CS328	Omission de se conformer à un feu rouge clignotant	3
CR451	CS338	Omission de faire un arrêt à un passage à niveau	2
CR452	CS339	Omission d'arrêter à un passage à niveau dans la conduite d'un véhicule routier particulier ou remise en marche prohibée d'un tel véhicule (autobus scolaire ou autre, minibus, ou véhicule transportant des matières dangereuses ou inflammables	9
CR395	CS341	Dépassement prohibé (dangereux) par la gauche	2
CR396	CS346	Dépassement prohibé sur la voie réservée à la circulation en sens inverse (côte, courbe, intersection, passage à niveau, viaduc, tunnel ou passage pour piétons)	4
CR394	CS347	Dépassement prohibé par la droite	1
CR397	CS348	Dépassement en franchissant une ligne l'interdisant	2
...	CS373	Vitesse dangereuse ou action imprudente (ancien CR56-2, remplace la conduite imprudente CR83)	4
CR561	CS3731	Excède la vitesse permise de 1 à 14 km/h[1]	1
CR562	CS3732	Excède la vitesse permise de 15 à 29 km/h[1]	2
CR563	CS3733	Excède la vitesse permise de 30 à 44 km/h[1]	3
CR564	CS3734	Excède la vitesse permise de 45 à 59 km/h[1]	4
CR564	CS3735	Excède la vitesse permise de 60 à 74 km/h[1]	5
CR564	CS3736	Excède la vitesse permise de 75 à 89 km/h[1]	6
CR564	CS3737	Excède la vitesse permise de 90 à 104 km/h[1]	7

CR564	CS3738	Excède la vitesse permise de 105 à 119 km/h[1]	8
CR561	CS3751	Excède la vitesse permise de 1 à 14 km/h[2]	1
CR562	CS3752	Excède la vitesse permise de 15 à 29 km/h[2]	2
CR563	CS3753	Excède la vitesse permise de 30 à 44 km/h[2]	3
CR564	CS3754	Excède la vitesse permise de 45 à 59 km/h[2]	4
CR564	CS3755	Excède la vitesse permise de 60 à 74 km/h[2]	5
CR564	CS3756	Excède la vitesse permise de 75 à 89 km/h[2]	6
CR564	CS3757	Excède la vitesse permise de 90 à 104 km/h[2]	7
CR564	CS3758	Excède la vitesse permise de 105 à 119 km/h[2]	8
CR481	CS390	Omission d'arrêter à l'approche d'un autobus scolaire dont les feux intermittents sont en marche, ou croisement ou dépassement prohibé d'un tel véhicule	9

[1] Zone de 50 km/h et plus, CSR et réglementation municipale.

[2] Zone de moins de 50 km/h, réglementation municipale.

TABLEAU A2

INFRACTIONS AU CODE CRIMINEL ET AU CODE DE LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE ENTRAINANT DES RÉVOCATIONS-SUSPENSIONS DU PERMIS

article	infraction
CC203	Négligence criminelle entraînant la mort
CC204	Négligence criminelle entraînant des lésions corporelles
CC219	Homicide involontaire avec un véhicule routier
CC233	Négligence criminelle dans la mise en service d'un véhicule à moteur
CC233.2	Délit de fuite
CC233.4	Conduite dangereuse
CC234	Conduite ou garde d'un véhicule pendant que la capacité de conduite est affaiblie
CC235.2	Défaut ou refus de fournir un échantillon d'haleine
CC236	Conduite ou garde d'un véhicule avec un taux d'alcoolémie supérieur à 80 milligrammes par 100 millilitres de sang
CS100	Conduite durant une révocation-suspension
CS152	Accident de 250$ et plus sans assurance-responsibilité
CS158	Non respect d'une condamnation
CS160	Non remboursement du Fonds d'indemnisation

ANNEXE II
MODÈLES ÉCONOMÉTRIQUES

(*: significatif à 90%; **: à 95%; NC: non calculé)

MODÈLE DE RÉFÉRENCE

(19013 observations; 53 variables; ratio de vraisemblance=716.64)

variable	coefficient original	"t"	coefficient transformé
CONSTANTE	-2.295	-10.30**	NC
A16	-0.304	-0.89	-0.025
A2024	-0.028	-0.35	-0.003
A2534	-0.207	-2.40**	-0.020
A3544	-0.292	-3.11**	-0.027
A4554	-0.288	-2.93**	-0.026
A5564	-0.409	-3.91**	-0.033
A65	-0.372	-3.11**	-0.030
SEXM	0.370	9.80**	0.037
EXP0	0.227	1.08	0.029
EXPM1	0.116	0.72	0.014
EXP2	-0.145	-1.10	-0.014
EXP35	-0.245	-1.79*	-0.022
EXP610	-0.251	-1.70*	-0.024
EXP11	-0.194	-1.29	-0.021
REG1	0.107	1.30	0.012
REG2	0.035	0.46	0.004
REG3	0.073	1.55	0.008
REG4	0.106	1.75*	0.012
REG5	0.025	0.30	0.003
REG7	0.073	1.32	0.008
REG8	0.008	0.18	0.001
REG9	0.245	3.46**	0.031
REG10	0.128	1.43	0.015
REG11	0.158	1.46	0.019
RTSA	-0.254	-2.40**	-0.025
RTSB	0.155	0.60	0.019
RTSCG	-0.146	-0.97	-0.014
RTSD	0.034	0.28	0.004
RTSH	0.118	1.04	0.014

RTSJ	0.736	1.73*	0.134
RTSK	-0.535	-0.99	-0.037
RTSM	-0.273	-1.55	-0.023
RTSO	0.145	0.67	0.017
RTSQ	-0.591	-0.88	-0.039
RTSU	0.366	1.86*	0.052
RTSY	-0.977	-2.31**	-0.048
RTSØ	-0.186	-1.71*	-0.021
CL1112	0.158	1.41	0.019
CL13	-0.256	-0.51	-0.022
CL21	0.127	1.88*	0.014
CL22	0.560	2.81**	0.091
CL31	0.359	2.74**	0.050
CL42	0.045	0.77	0.005
CL54	0.041	0.52	0.004
CL55	-0.579	-1.55	-0.038
CL56	-0.104	-0.17	-0.010
VALA	0.001	0.97	NC
VALB	-2E-04	-0.42	NC
VALC	0.002	5.70**	NC
Z	0.211	8.11**	0-1 : 0.025 1-2 : 0.034
Y	0.290	2.23**	0-1 : 0.039 1-2 : 0.057 2-3 : 0.077
X	0.055	9.62**	0-1 : 0.006 1-5 : 0.028 5-31: 0.434

MODÈLE #1

(19013 observations; 53 variables; ratio de vraisemblance=720.28)

variable	coefficient original	"t"	coefficient transformé
CONSTANTE	-2.344	-10.47**	NC
A16	-0.236	-0.69	NC
A2024	-0.020	-0.25	...
A2534	-0.202	-2.35**	
A3544	-0.285	-3.05**	
A4554	-0.277	-2.82**	
A5564	-0.400	-3.82**	
A65	-0.350	-2.91**	
SEXM	0.363	9.61**	
EXP0	0.182	0.88	
EXPM1	0.084	0.52	
EXP2	-0.155	-1.18	
EXP35	-0.261	-1.92*	
EXP610	-0.276	-1.90*	
EXP11	-0.218	-1.47	
REG1	0.101	1.22	
REG2	0.034	0.45	
REG3	0.067	1.43	
REG4	0.099	1.63	
REG5	0.035	0.42	
REG7	0.072	1.29	
REG8	0.004	0.08	
REG9	0.240	3.38**	
REG10	0.121	1.35	
REG11	0.153	1.42	
RTSA	-0.217	-2.05**	
RTSB	0.176	0.74	
RTSGC	-0.112	-0.72	
RTSD	0.053	0.46	
RTSH	0.136	1.22	
RTSJ	0.711	1.69*	
RTSK	-0.533	-0.99	
RTSM	-0.232	-1.51	
RTSO	0.059	0.28	

RTSQ	-0.602	-0.91	
RTSU	0.557	1.11	
RTSY	-0.938	-2.18**	
RTS0	-0.149	-1.37	
CL1112	0.233	2.18**	
CL13	0.099	0.32	
CL21	0.140	2.07**	
CL22	0.538	2.91**	
CL31	0.375	2.73**	
CL42	0.052	0.90	
CL54	0.055	0.74	
CL55	-0.358	-1.17	
CL56	-0.073	-0.12	
VALA	0.5E-03	0.97	
VALB	-0.4E-03	-0.85	
VALC	0.2E-02	6.12**	
INF12P	0.132	4.75**	0-1: .015
			1-2: .018
			2-3: .022
			3-4: .026
INF3P	0.164	6.40**	0-1: .019
			1-2: .024
			2-3: .030
			3-4: .037
INF48P	0.129	1.81*	0-1: .015
			1-2: .018
			2-3: .022
			3-4: .026
INF9P	0.424	1.76*	0-1: .063
			1-2: .104
Z	0.213	8.20**	0-1: .025
			1-2: .035
			2-3: .045
Y	0.293	2.87**	0-1: .039
			1-2: .058
			2-3: .078

MODÈLE #2 (RÉSULTATS PARTIELS)

(19013 observations; 59 variables; ratio de vraisemblance=725.76)

variable	coefficient original	"t"	coefficient transformé
INF12PM	0.175	3.51**	0-1: .022
			1-2: .028
			2-3: .035
			3-4: .042
INF3PPM	0.197	4.87**	0-1: .025
			1-2: .033
			2-3: .042
			3-4: .051
VIT12P	0.115	3.28**	0-1: .014
			1-2: .016
			2-3: .019
			3-4: .022
VIT3P	0.135	3.79**	0-1: .016
			1-2: .020
			2-3: .024
			3-4: .028
VIT4PP	0.174	2.34**	0-1: .021
			1-2: .027
			2-3: .034
			3-4: .041
INF9P2(autobus)	0.602	1.65*	0-1: .104
			1-2: .186
Y_1 (non-alcool)	0.003	0.02	0-1: .3E-3
Y_2 (alcool)	0.468	3.38**	0-1: .074
			1-2: .124
Z	0.212	8.13**	0-1: .026
			1-2: .035
			2-3: .046

MODÈLE #3 (RÉSULTATS PARTIELS)

(19013 observations; 56 variables; ratio de vraisemblance=725.13)

variable	coefficient original	"t"	coefficient transformé
INF	0.189	6.29**	0-1; .022
			1-2; .030
			2-3; .038
			3-4; .046
VIT	0.131	6.11**	0-1; .014
			1-2; .018
			2-3; .022
			3-4; .025
INF9P2(autobus)	0.599	1.65*	0-1; .100
			1-2; .182
Y_1 (non-alcool)	0.016	0.09	0-1; .002
			1-2; .002
Y_2 (alcool)	0.468	3.38**	0-1; .071
			1-2; .121
			2-3; .166
Z	0.213	8.19**	0-1; .025
			1-2; .034
			2-3; .045

ANNEXE III
CORRESPONDANCE ENTRE LE CODE DE LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE (1987) LE CODE DE LA SÉCURITÉ ROUTIÈRE (1982) ET LE CODE DE LA ROUTE

CSR 1987	CSR 1982	CR
168 à 171	145,146	84
311	313	49B
327	373	56-2,83
328a)	3731	561
328b)	3732	562
328c)	3733	563
328d)	3734	564
329a)	3751	561
329b)	3752	562
329c)	3753	563
329d)	3754	564
343	348	397
345	346	396
346	347	394
348	341	395
359,360	327,328	49B
368	326	3915
411	338	451
413	339	452
416,417	286,287	3911
422	300	87D
460	390	481

---

* La description détaillée des infractions est donnée au tableau A1 de l'annexe I.